

Fatima Rehman – Yasir Kamal – Saif Ul Amin

Kapcsolat az idioszinkratikus volatilitás, a részvénytapi volatilitás és a hozamprémium között

ÖSSZEFOGLALÓ: Kutatásunk az idioszinkratikus volatilitás, a részvénytapi volatilitás és a részvény hozamprémium közötti kapcsolatot vizsgálta. Ehhez a hozamprémium (ER) függő változót, valamint az idioszinkratikus volatilitás (IV), részvénytapi volatilitás (MV), kiegyengetett („detrended”) volatilitás (DV) és kockázatmentes hozam (RF) független változókat alkalmaztuk. A tanulmány a ‘Karachi Meezan 30’ indexben (közkézhányad-alapú iszlám index) szereplő cégszektorokat használta. A vizsgált adatok időtávja 2012-től 2016-ig terjedt. Az eredmények azt mutatják, hogy az értékkel súlyozott idioszinkratikus részvényhozam volatilitás előre tudja jelezni a részvénytapi hozamprémiumot. Továbbá amennyiben a kockázatmentes hozamot is szerepeltetjük a modellben, az pozitívan és erőteljesen fogja előre jelezni a részvénytapi hozamprémiumot. A modell mintán kívüli becslései is jók az előrejelzések értékelése során használt sok becslőfüggvény esetében.

KULCSSZAVAK: tőkeárképzési modell (CAPM), mintán kívüli előrejelzés, mintán belüli előrejelzés, idioszinkratikus volatilitás, részvénytapi kockázat és hozam, részvényhozam, empirikus pénzügyek

JEL-KÓDOK: D81, G12, J11, R53

Általában a részvénytapi az adott ország gazdasági rendszerének kulcsfontosságú mutatója, és a monetáris politika célja a nemzetgazdaság stabilizálása. A monetáris politikát olyan gazdasági mutatók alapján dolgozzák ki, mint a részvényindexek, az alapok hozamai, az infláció mértéke, a kamatlábak és devizaárfolyamok. Ezek a pénzügyi mutatók változnak az idő múlásával. A volatilitás előrejelzése érinti az olyan pénzügyi döntéseket, mint a kockázatkezelés és a portfólióválasztás. A pénzügyi idősorok legjobb modellezésével szükséges modellezni és előre jelezni az érintett pénzügyi

idősorok volatilitását, különösen a pénzügyi hozamot, megfelelő volatilitási modellel.

VOLATILITÁS

A volatilitás előrejelzése gyakorlatilag lehetetlen, mert egyrészt az okait nem lehet előre látni, másrészt pedig a hozam maga sem ad elegendő információt a volatilitásról ahhoz, hogy ez alapján meghatározható lenne jövőbeni alakulása. Általánosan elfogadott, hogy a magas volatilitás előfordulhat a belföldi és nemzetközi események okozta nagyfokú ingadozás miatt.

Levelezési e-cím: saifulaminawan@gmail.com

A részvényhozamok volatilitása fontos pénzügyi téma, és az olyan elméletek, mint az MPT, EMH, CPAM, APT, 3 Factor és 5 Factor modellek, BSM vagy az ARCH modelles család, mind foglalkoznak a volatilitással, valamint annak az eszközök hozamához és az ármegállapításhoz fűződő kapcsolatával. A volatilitás és a hozam között fennálló pozitív kapcsolat miatt aszimmetrikus hatás érvényesül, amely jelenséget sok pénzügyi és pénzügyi viselkedéstan elmélet – mint például a modern portfólióelmélet és a tőkeárképzési modell – elfogadott. A volatilitást jelenlegi és múltbéli adatok alapján mérjük; a jelenlegi volatilitást *implied* – vagyis (az árfolyamban) benne foglalt volatilitásnak – nevezzük, míg a múltbéli árfolyamok segítségével mind feltételes, mind feltétlen volatilitást mérünk. A feltételes volatilitás fogalma feltételezi, hogy az árfolyamok piactörténeti memóriával rendelkeznek és az adatokat befolyásolják a múlt mikro- és makroeseményei. Ezzel szemben a feltétlen volatilitás esetében azt feltételezzük, hogy az árfolyamok nem rendelkeznek – részvény-teljesítménnyel vagy egyéb gazdasági adatok hatásaival kapcsolatos – múltbéli emlékekkel. A múltbéli vagy feltételes volatilitást feloszthatjuk továbbá súlyozott és súlyozatlan volatilitásra; mindazonáltal jóslásba bocsátkozni a volatilitást illetően szerteágazó és komplex vállalkozás. Nehéz volatilitási tendenciákat előre jelezni a gazdasági körülmények, politikai instabilitás, sztrájkok, terrorizmus és infláció változók mérlegelésével. A jelen felmérés célja az idioszinkratikus volatilitás dokumentálása, valamint a hozamprémiummal és piaci volatilitással való összefüggéseinek a bemutatása.

Az irodalom meghatározása szerint az idioszinkratikus volatilitás a cég működési politikájának, vezetői döntéseinek és befektetési döntéseinek a függvénye, mindazonáltal hatékony portfóliókezeléssel diverzifikálható. Érdekes módon néhány szerző – például *Jagannathan et al.*, 1989; *Turner et al.*, 1989 – fordított

kapcsolatot tételezett fel az idioszinkratikus volatilitás és a hozamprémium között, ezt követően azonban figyelemreméltó megállapítások születtek több forrásból és kutatásból is, miszerint a tényleges idioszinkratikus volatilitás pozitív kapcsolatban áll a hozamprémiummal.

KSE Meezan Index (KMI–30)

A KMI-30-at a KSE (karacsi tőzsde) és az Al Meezan bank együttes küzdelme előzte meg. A KSE 100-hoz hasonlóan a KMI indexben is a működés alapján a legnagyobb 30 társaság kapott helyet. A KMI-30 a közkézhányadra eső piaci kapitalizáció kognitív működése alapján kerül kiszámításra. A KMI-30 úgynevezett iszlám index az alábbi hat saría kritérium alapján került szűrésre.

① *A befektetés tárgyát képező társaság üzleti tevékenysége*: a társaság fő tevékenysége nem lehet haram (a saría szerint tiltott), például nem foglalkozhat szeszes ital vagy disznóhús értékesítéssel, éjszakai szórakozóhely működtetésével, szerencsejátékkal, pornográf tartalom értékesítésével, prostitúcióval stb., illetve nem szerezhethet ilyen tevékenységet végző társaságban részesedést.

② *Kamatozó adósság mérlegfőösszeghez viszonyított aránya*: a kamattal való kapcsolat minimalizálása érdekében a társaság által felvett hitelek összege nem haladhatja meg a mérlegfőösszeg 37 százalékát.

③ *Nem megfelelő befektetések mérlegfőösszeghez viszonyított aránya*: A kamatozó értékpapírokba – mint például a pénzpiaci instrumentumok, TFC-k, DSC-k, kötvények, stb. – történő befektetéseket minimalizálni kell, ezek a 33 százalékot nem haladhatják meg a mérlegfőösszeghez képest.

④ *Nem megfelelő bevételek összes bevételhez viszonyított aránya*: a nem megfelelő bevételek – vagyis kamatozó értékpapírból és nem megfelelő üzleti tevékenységből, például sze-

rencsejatekből származó bevételek – nem hadhatják meg az 5 százalékot.

⑤ *Illikvid eszközök mérlegfőösszeghez viszonyított aránya*: a kamattal való érintkezés kerülése érdekében az iszlám pénzügy az illikvid eszközöket részesíti előnyben, vagyis minden olyan eszközt, ami nem készpénz vagy készpénz-egyenértékes; ennek megfelelően az illikvid eszközök mérlegfőösszeghez viszonyított arányának legalább 25 százaléknak kell lennie.

⑥ *Nettó likvid eszközök / részvény, illetve piaci ár / részvény*: az iszlám társaságban az egy részvényre eső nettó likvid eszközök arányának legfeljebb a részvényenkénti piaci érték arányával lehet azonos. Az egy részvényre eső nettó likvid eszközök arányát a következő szabály segítségével kell kiszámítani:

Egy részvényre eső nettó likvid eszközök = (mérlegfőösszeg – illikvid eszközök – hosszú lejáratú kötelezettségek – rövid lejáratú kötelezettségek) / forgalomban lévő részvények száma

A tanulmány célja és újdonsága

Az idioszinkratikus volatilitás, a részvénypiaci volatilitás és a hozamprémium kapcsolatával foglalkozó tanulmányok többsége nemzetközi szinten készült, és Pakisztánban nem áll rendelkezésre ilyen témájú kutatás. A jelen munka célja, hogy meghatározza, miként kapcsolódik az idioszinkratikus volatilitás a hozamprémiumhoz és a piaci volatilitáshoz. Továbbá a piaci hozamprémiumnak a kiegyengetett idioszinkratikus volatilitással, a piac kiszámíthatatlanságával és a kockázatmentes hozammal fennálló kapcsolatát is megvizsgáljuk, mind mintán belüli, mind mintán kívüli előrejelzés céljából, előrejelzés-értékeléssel.

A jelen elemzés megkísérli dokumentálni az iszlám indexbe ('Karachi Meezan 30', egy közkézhányad-alapú, a saríja erkölcsi törvénye alapján felügyelt index) tartozó társaságok idioszinkratikus volatilitását. Hasonlóképpen

feltételezzük, hogy az iszlám indexbe tartozó társaságok mentesek a túlzott volatilitástól, mivel ez tiltott az iszlám pénzügyi módszerben. A jelen kutatás konkrét újdonsága a következőkben rejlik.

① Először kerül az idioszinkratikus volatilitás mérésre a pakisztáni részvénypiacon.

② Az iszlám idősorok (indexek) visszafogják a mértéktelen volatilitást, mivel a cél annak megerősítése, hogy az iszlám indexek mentesek a túlzott volatilitástól, az iszlám pénzügy célkitűzéseivel összhangban.

A SZAKIRODALOM ÁTTEKINTÉSE

A jelen tárgy pontos vizsgálatával megkísérjük bemutatni a módszert, amellyel meghatározható a prohibitív átlag és a szokatlan részvény nyereségkorlátozó ingadozása közötti egyenes kapcsolat. *Whitelaw* (1994) közös eredetűnek tartotta a feltételes átlag és volatilitás közötti kointegrációt. Rávilágított a kereskedelmi papírok és állampapírok közötti hozamkülönbség fontosságára a volatilitás időbeli változásának az előrejelzésében. A feltételes átlag és a volatilitás aszimmetrikus kapcsolatot mutatott, ami különbözőképpen alakul a már vizsgált egyidejű korrelációval összefüggésben. A kiszámíthatatlanság a rendes hozam mozgatórugója, és ezúttal változó kapcsolat kerül kialakításra az összefüggések, egyidejű korrelációk és vektor autoregresszió alkalmazásával. Ezek a hatások felvetik az igényét annak, hogy a becslés során a várható hozamot a korlátozó kiszámíthatatlanság összetevőjeként mutassuk ki.

Dhingra et al. (2016) az indiai részvényhozam-visszaigazolások minőségének az elemzése nyomán felvetik a kérdést, hogy valójában nem éltek-e vissza az elemzők ezzel a következetességgel, azzal a céllal, hogy biztosítsák a *buy and hold* módszer előnyeit az üzleti nyilvántartásokban.

James és Edmister (1983) a rendes részvényhozam, a tőzsdei tevékenység és a cégméret kapcsolatát vizsgálták. Arra jutottak, hogy tőzsdei mozgások és a cég mérete valóban szorososan összefüggenek. *Lettau és Ludvigson* (2001) az ingadozások szerepét vizsgálták a vagyon és ráfordítások arányának a teljes kihasználásában, amerikai pénzügyi piaci adatok felhasználásával. *Christos* (2011) tőzsdén jegyzett bankok részvényárfolyamának és kereskedési volumenének a viselkedését vizsgálta a 2008–2009. évi pénzügyi válság előtt és alatt. A vizsgált bankokat két kategóriába – nagybankok és kisbankok – sorolta, amelyek különbözőképpen viselkedtek a válság alatt. Megállapította, hogy ezen a helyen alacsony előfordulású korreláció figyelhető meg a részvényárfolyamok dinamikája alapján, valamint erősebb az eltérés a hatékony piacok elméletéhez képest a krízis alatt és azoknál a cégeknél, ahol magasabb az intézményi befektetők aránya.

Yang és Zhang (2000) a volatilitás okait vizsgálták egyedi törzsrészvényeknél. Az 1976 és 2000 közötti 24 éves időszakon belül negyedéves számviteli adatokat vizsgáltak cégszinten. A bizonyítékok arra mutattak, hogy a céges hozamokban kedvezőtlen esés volt megfigyelhető, míg a kiszámíthatatlanság nőtt ugyanebben az időszakban. *Bali és Cakici* (2008) az idioszinkratikus volatilitás és a várható részvényhozamok közötti keresztmetszeti kapcsolatot vették górcső alá. Válaszaik mutatják az idioszinkratikus volatilitás becslésére használt adatgyakoriságot, az átlag portfólióhozamok számítására alkalmazott súlyozási rendszert, a részvények kvantilis portfóliókba való osztályozására használt töréspontokat. Az idioszinkratikus volatilitás két mérésén (becsült napi és havi adatok), három súlyozási rendszeren (értékkel súlyozott, egyenlően súlyozott, inverz volatilitással súlyozott), három törésponton (CRSP, NYSE, egyenlő piaci részesedés) és két mintán (NYSE/AMEX/

NASDAQ és NYSE) alapuló portfóliószintű elemzés azt jelzi, hogy nincs erős, szignifikáns kapcsolat az idioszinkratikus volatilitás és a várható hozam között.

Összességében alacsonynak mondható az a szint, ameddig a részvényhozamok magától értetődőek voltak az 1960-as években a legtöbb piacon, ugyanakkor elértek egy szintet, ahol – a tőzsdei költségek levonása után – sok pénzügyi szakértő és ellenőr tévesen kezelhette az adatokat az 1970-es évek bizonytalan piacain. *Andersen és szerzőtársa* (1996) megkísérelte a hozam instabilitását és a kereskedési volumet napi szinten együttesen értelmezni. Megállapították, hogy a modell értékes lehet a hozamok megfigyelt kiszámíthatatlanságát okozó monetáris elemek vizsgálata szempontjából.

Darrat, Shafiqur és Zhong (2003) ötperces intraday adatok alapján mérték a hozamok volatilitását az exponenciális, általánosított, autoregresszív, feltételes heteroszkedaszticitás módszer segítségével. Megállapították, hogy a Dow Jones részvények nem mutatnak egyidejű korrelációt volumen és volatilitás között.

Zhang és Wei (2006) a volatilitás okait vizsgálták egyedi törzsrészvények esetében. Az 1976 és 2000 közötti 24 éves időszakon belül negyedéves számviteli adatokat vizsgáltak cégszinten. A bizonyítékok arra mutattak, hogy a céges hozamokban kedvezőtlen esés volt megfigyelhető, míg a kiszámíthatatlanság nőtt ugyanebben az időszakban. Megállapították, hogy a törzsrészvények hozamához kapcsolódó volatilitás nagymértékben az egymással keresztmetszeti kapcsolatban álló részvények hozamának a volatilitásán alapul, míg magával a ROE-val negatív a viszonya.

Egészen mostanáig a szakirodalom kevés figyelmet szentelt az idioszinkratikus volatilitás jelentőségének az eszközértékelésben. Elvileg az idioszinkratikus volatilitás nem játszik szerepet az eszközök értékelésében, mivel a CAPM előfeltevései szerint az idioszinkratikus volatilitás gyakorlatilag nulla. Ezzel együtt

a befektetők ritkán rendelkeznek elég széles portfólióval, és Merton (1987) ajánlása szerint a spekulánsokat az aluldiverzifikált portfólióik alapján korrigálni kell. Az idioszinkratikus volatilitás a tudósok érdeklődését is felkeltette. Néhány területen figyelemre méltó kapcsolatot fedeztek fel a hozam és az idioszinkratikus volatilitás között, ami lelkesedést és emellett némi vitát is kiváltott.

Malkiel és Xu (2000) kutatásai szerint a keresztmetszeti hozam (portfólió kialakításával elért hozam) a leghasznosabban az idioszinkratikus volatilitással azonosítható és magyarázható, mivel egy részvényalap közvetlen kapcsolatban áll az idioszinkratikus volatilitás elemeivel. Campbell, Malkiel és Xu (2001) a részvénypiac idioszinkratikus cég szintű volatilitását vizsgálta az 1962 és 1997 közötti időszakban. Ezzel együtt a felmérés megállapította: a piaci feltételek jelentős hatással vannak a volatilitásra. Malkiel és Xu (2002) azt kutatták, hogy a forrásértékelésben milyen szerepet játszik az idioszinkratikus kockázat az elméletben és gyakorlatban. Malkiel és Xu (2000) az idioszinkratikus volatilitás viselkedését elemezte a II. világháborút követő időszakban. Tanulmányukban Fama és Schwert (1977) modellje szerinti összesített idioszinkratikus volatilitásadatokat használtak. Érvelésük szerint az általános törzsrészvények volatilitása növekvő trendet mutatott az adott időszakban. Jelezték továbbá, hogy az általános törzsrészvények idioszinkratikus volatilitása kapcsolatban áll a pénzügyi eszközök tulajdoni részesedésének mértékével. Ők is arra a következtetésre jutottak, hogy az idioszinkratikus volatilitás erős pozitív relációban áll a tervezett jövőbeni nyereséggel és növekedéssel. Becsléseikhez a GARCH-modellt használták, ezzel együtt a változók közötti kapcsolatok felismerésére az OLS regresszióhoz folyamodtak. A NYSE, NESDEQ és AMEX részvényindexeket tanulmányozták analitikus szemléletük alátámasztására.

Bali és Cakici (2008) az idioszinkratikus volatilitás és a várható részvényhozamok közötti keresztmetszeti kapcsolatot vették górcső alá. Válaszaik mutatják az idioszinkratikus volatilitás becslésére használt adatgyakoriságot, az átlag portfólióhozamok számítására alkalmazott súlyozási rendszert, a részvények kvantilis portfóliókba való osztályozására használt töréspontokat. A méret, monetáris érték és likviditás alapján történő szűrés kritikus szerepet játszik az idioszinkratikus kockázat és a várható hozam keresztmetszete közötti kapcsolat létezésének és jelentőségének a szabályozása szempontjából.

A jelen felmérés Pakisztán viszonylatában vizsgálja ezt a kapcsolatot. E célból tanulmányunkban ugyanannyi változót és ugyanazokat a módszertani eljárásokat alkalmazzuk, mint a korábbi szakirodalom.

MÓDSZERTAN ÉS MODELL

A KMI-től, KSE-től és a pakisztáni jegybanktól származó napi adatokat vizsgáltuk a 2012–2016 közötti időszakból. A William Sharpe által kidolgozott tőkeárképzési modell (CAPM) az elvárt hozamot a szisztematikus kockázatnak vagy bétának is nevezett piaci kockázat függvényeként magyarázza. Továbbá a béta benchmark értéke 1, amennyiben az eszköz kockázata megegyezik a piaci kockázattal, 1-nél kisebb kevésbé kockázatos és 1-nél nagyobb kockázatosabb eszköz esetén. A Harry Markowitz-féle modern portfólióelmélet és William Sharpe CAPM-modellje közvetlen kapcsolatot sejtet kockázat és hozam között; a közismert posztulátum szerint 'minél magasabb a kockázat, annál magasabb a hozam, és fordítva'

$$R_e = R_f + \beta \times (R_m - R_f) \quad (1)$$

R_e = elvárt hozam, R_f = kockázatmentes hozam, β = az értékpapír bétája, R_m = elvárt piaci hozam.

A múltbéli adatok OLS módszerrel törté-
 nő modellezését mintán belüli regresszióknak
 nevezzük, ami a béta változói közötti kapcso-
 latot mutathatja. Amikor ugyanezt a modellt
 az értékek előrejelzésére alkalmazzuk, mintán
 kívüli regresszióról beszélünk.

A következő technikákat alkalmazzuk a
 mintán kívüli elemzéshez:

▶ **ÁTLAGOS ABSZOLÚT HIBA (MAE)**

Annak a mérésére használjuk, milyen közel
 állnak az előrejelzések a végleges eredmé-
 nyekhez.

$$MAE = \sum_{t=t_0+b}^T |e_t| / (M-b-1) \quad (2)$$

▶ **ÁTLAGOS NÉGYZETES HIBA (MSE)**

A hibák négyzetének az átlagát méri.

$$MSE = \sum_{t=t_0+b}^T e^2 / (M-b-1) \quad (3)$$

▶ **THEIL-FÉLE EGYENLŐTLENSÉGI KOEFFICIENS**

Eredetileg a gazdasági egyenlőtlenségre alkalmazták, később a statisztikai elemzésben került felhasználásra, a redundancia, diverzitás, izoláció, szegregáció, egyenlőtlenség és a nem véletlenszerűség mértékének az azonosítására.

$$T = \sum_{p=1}^n \left\{ \left(\frac{1}{n} \right) \times \left(\frac{y_p}{\mu_y} \right) \times \ln \left(\frac{y_p}{\mu_y} \right) \right\} \quad (4)$$

▶ **ÁTLAGOS ABSZOLÚT SZÁZALÉKOS HIBA (MAPE)**

Abszolút százalékos szórásnak is mondják. A statisztikában az előrejelzési módszer pontosságának mérésére használják.

$$MAPE = \frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} \left| \frac{X_{t-1}^{\wedge} (1-X_t)}{X_t} \right| \quad (5)$$

▶ **ÁTLAGOS NÉGYZETES HIBA GYÖKE (RMSE)**

A modell által előrejelzett értékek és a ténylegesen megfigyelt értékek eltéréseinek a mérésére használják. Ezeket a reziduumnak is

nevezett egyedi eltéréseket az RMSE egyetlen mérőszámában összesíti, amely az előrejelző képesség fokát jelzi.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_{obs,i} - X_{model,i})^2}{n}} \quad (6)$$

Torzítás aránya

A torzítás aránya azt mutatja, milyen messze van az átlag a tényleges értéktől.

Variancia aránya

A variancia távolságát mutatja a tényleges eltéréstől.

Kovariancia aránya

A maradék nem szisztematikus előrejelzési hibát mutatja.

Hozamprémium

A hozamprémiumot úgy számítjuk ki, hogy az addicionális hozamot kivonjuk a tényleges hozamból, vagyis amennyiben a kockázatmentes hozam 1,7 százalék és a hozam 6 százalék, akkor a hozamprémium 4,3 százalék. A hozamprémium pozitív és negatív érték is lehet. A hozamprémium a befektető vagy portfóliókezelő szakértelmét dicséri, és a kockázattal korrigált teljesítmény értékelésének az egyik legszélesebb körben használt kritériuma.

Kockázatmentes hozam

A kockázatmentes hozam a kockázatmentes befektetésen (például állampapírok) elérhető hozam. A három hónapos kincstárjegy hasznos mutató, mivel a piacok meggyőződése szerint a kormány által kibocsátott hitelviszonyt megtestesítő értékpapírok nemteljesítési valószínűsége szinte nulla. Ezért mi is a pakisztáni jegybank által kibocsátott 3 hónapos kincstárjegyek hozamát vettük alapul.

MEGÁLLAPÍTÁSOK

A tőkeárképzési modellt használjuk a részvények idioszinkratikus volatilitásának a kiszámítására. *Campbell et al.* (2001) összesített trendet állapítottak meg az egyedi cég szintű volatilitás tekintetében, szemben a piaci szinttel. Az idioszinkratikus volatilitást használjuk a növekvő trend jelzésére cégszinten. Az 1. táblázatban korrelációs együtthatókat adunk meg a hozamprémium (ER), az idioszinkratikus volatilitás (IV), a kiegyengetett volatilitás (DV), a piaci volatilitás (MV) és a kockázatmentes hozam (RF) között. Az elemzés csak kismértékű kapcsolatot jelez az összes változó között. Konkrétan a kapcsolat közepes szintű, de pozitív előjelű. Minket változatlanul a hozamprémium és annak az IV-vel, DV-vel, MV-vel és RF-fel fennálló kapcsolata érdekel. Az IV esetén a kapcsolat közepes és pozitív, ez vezetett ahhoz a feltételezésünkhöz, hogy az IV jelentős mértékben segít magyarázatot adni a hozamprémiumra. Továbbá a kiegyengetett idioszinkratikus volatilitás és a kockázatmentes hozam szintén jó kapcsolatot mutatnak az ER-rel, amely irányát tekintve hasonló, de a nagyságrendjét illetően kisebb az IV-vel összehasonlítva. Az MV alacsony pozitív kapcsolatot mutat az ER-rel.

A 2. táblázat a regresszióelemzést mutatja. A hozamprémiumot (ER) először az idioszinkratikus volatilitással (IV) szemben

vizsgáltuk, a többi változó figyelmen kívül hagyásával. Az F érték a modell alkalmasságát mutatta, a t teszt és annak p értéke szignifikáns kapcsolatot írnak le az ER és az IV között. Az R-négyzet értéke 48 százalék, és az idioszinkratikus volatilitás alkalmas a hozamprémium leírására.

A 2. modellben a kiegyengetett idioszinkratikus volatilitás is szerepel mint független változó az IV-vel szemben. Az eredmények a modell megfeleléségét mutatják, az R-négyzet értéke nőtt, ezzel együtt, bár az IV magyarázatot ad az ER-re, a DV inszignifikáns marad.

A 3. modellben az IV és DV mellett megjelenik a piaci volatilitás is mint magyarázó változó. A modell megfelelő, az R-négyzet ismét növekedett, az IV jelentősége változatlan, de a DV és az MV nem mutat szignifikáns kapcsolatot az ER-rel. Negyedik modellünkben az IV, DV és MV mellett az RF is megjelenik mint független változó. Az F tesztérték változatlan és érvényes modellt mutat, az R-négyzet értéke azonban drasztikusan emelkedik, 48 százaléktól a szignifikáns 56,1 százalékra. Továbbá az RF kivételével az összes független változó béta-együtthatója inszignifikáns marad. Ezért arra a következtetésre jutottunk az összes modell alapján, hogy a hozamprémiumot leginkább az idioszinkratikus volatilitás magyarázza meg, kivéve, amennyiben magyarázó változóként bevezetésre kerül a kockázatmentes hozam is.

1. táblázat

KORRELÁCIÓS MÁTRIX

	ER	IV	DV	MV	RF
ER	1,000				
IV	0,484	1,000			
DV	0,423	0,820	1,000		
MV	0,087	0,149	-0,013	1,000	
RF	0,481	0,503	0,411	0,002	1,000

Forrás: saját szerkesztés

A MINTÁN BELÜLI HOZAMPREMIUM ELŐREJELZÉSE (TELJES MINTA)

	IV	DV	MV	RF	R-négyzet	F-teszt
1. modell	0,140 (6,733) (0,000)				0,48	45,33 (0,000)
2. modell	0,120 (3,321) (0,001)	0,001 (0,643) (0,521)			0,486	22,78 (0,000)
3. modell	0,117 (3,080) (0,002)	0,001 (0,709) (0,479)	0,007 (0,363) (0,717)		0,487	15,43 (0,000)
4. modell	0,066 (1,73) (0,085)	0,001 (0,837) (0,404)	0,013 (0,737) (0,462)	0,593 (4,048) (0,000)	0,561	16,65 (0,000)

Forrás: saját szerkesztés

1. eset: Autoregresszív hozamprémium a panel regresszió módszerrel

Ahhoz, hogy felállítsunk egy egyenletet a hozamprémiumra (ER), először is meg kell határozni egy modellt, és becslést kell végeznünk. Modellezzük az ER szintjét egy időtendenciából és szezonális összetevőkből álló lineáris függvényként. Feltételezzük, hogy nincsen szezonális hatás, így elvetjük a szezonális tényezőt, és nem vezetünk be dummy változókat a havi intervallumokra. Az 1. táblázatban az eredmények jeleztek: nincs trendhatás és a modell előrejelző képessége is alacsony. Azt a következtetést vontuk le, hogy az autoregresszív tényező nem tudta megjósolni az ER mintán belüli előrejelzését, és nem illeszkedik az adatokhoz. Mivel a mintán belüli modell majdnem illeszkedő vonalat jelez mind a tényleges, mind a reziduális ER-re (lásd 1. ábra), fontos, hogy a mintán kívüli modelleket is megvizsgáljuk az ER előrejelzés ellenőrzése céljából.

A mintán kívüli előrejelzés kontextuálisan validálta a modellt megfelelőség szempont-

jából, és arra a döntésre vezetett bennünket, hogy az elemzett modell potenciálisan használható. A használatra vonatkozó alapvető döntés indoka a veszteségfüggvény becsléséből eredő minimális átlagos hibaszám. A veszteségfüggvény a standard Box–Jenkins-modell és egy mutatóváltozókra kidolgozott transzformációs függvény különbözete.

Átlagos abszolút hiba (MAE) és átlagos négyzetes hiba (MSE)

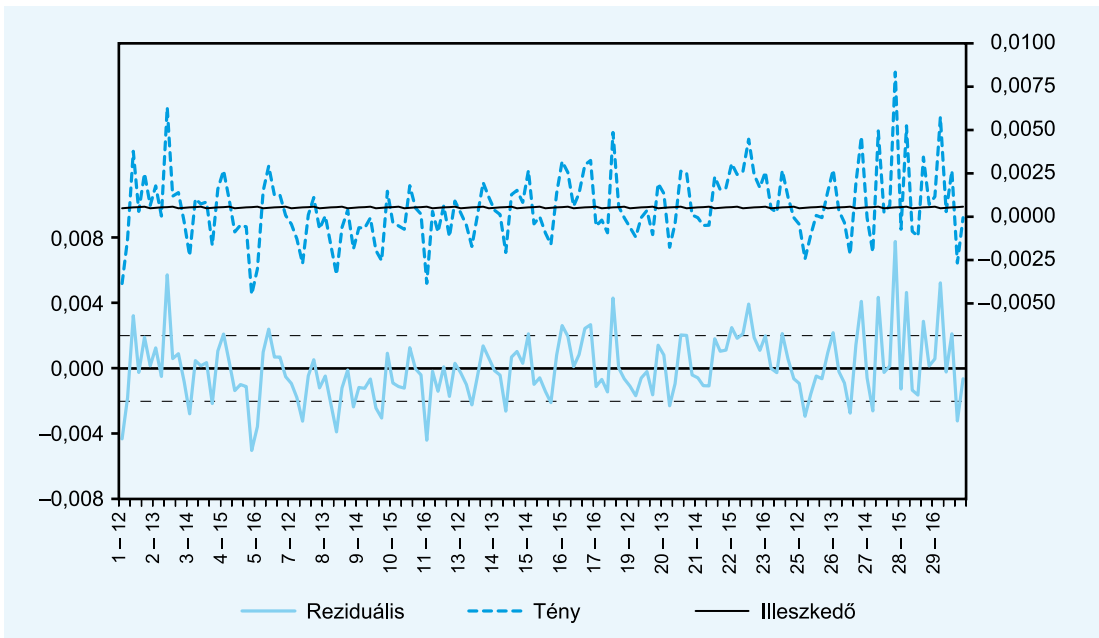
Az átlagos abszolút hiba (MAE) és az átlagos négyzetes hiba (MSE) mérőszámokat a mintán kívüli előrejelzés érvényességének az ellenőrzésére használjuk. A MAE, illetve az MSE matematikai képlete a következők szerint alakul:

$$MAE = \sum_{t=t_0+h}^T |e_t| / (M-h-1) \quad (7)$$

$$MSE = \sum_{t=t_0+h}^T e^2 / (M-h-1) \quad (8)$$

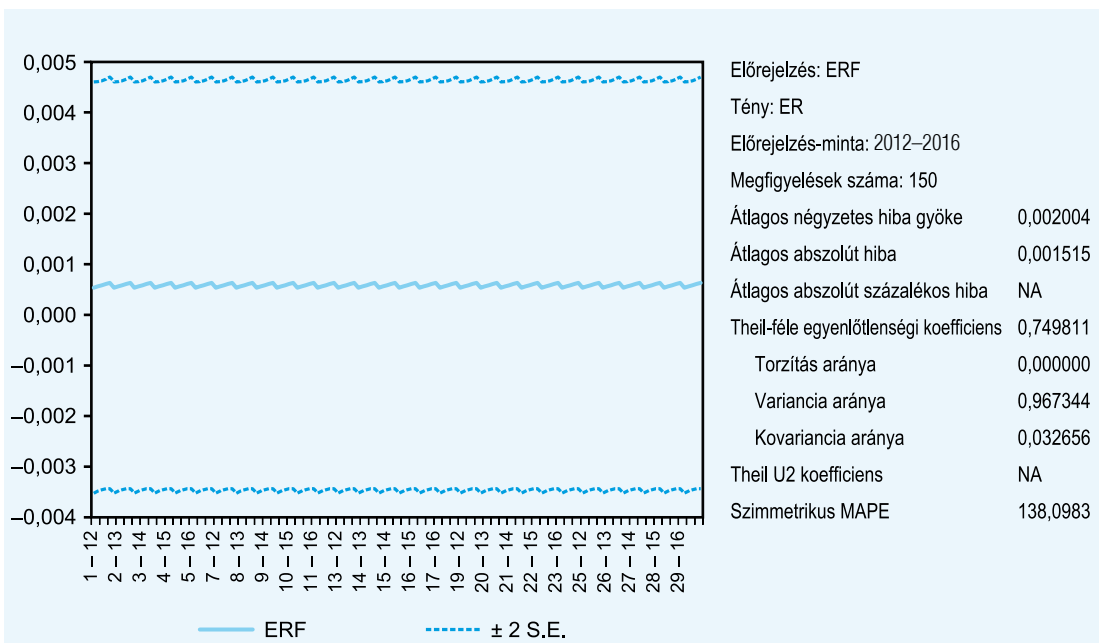
Az előrejelzés-értékelésre vonatkozó döntés rendszeres esetben az alacsonyabb MAE, illetve MSE értéken alapul a mintán kívüli előrejel-

TÉNY ÉS REZIDUÁLIS ÉRTÉK IDŐSORA



Forrás: saját szerkesztés

MINTÁN KÍVÜLI ELŐREJELZÉS ÉRTÉKELÉSE



Forrás: saját szerkesztés

3. táblázat

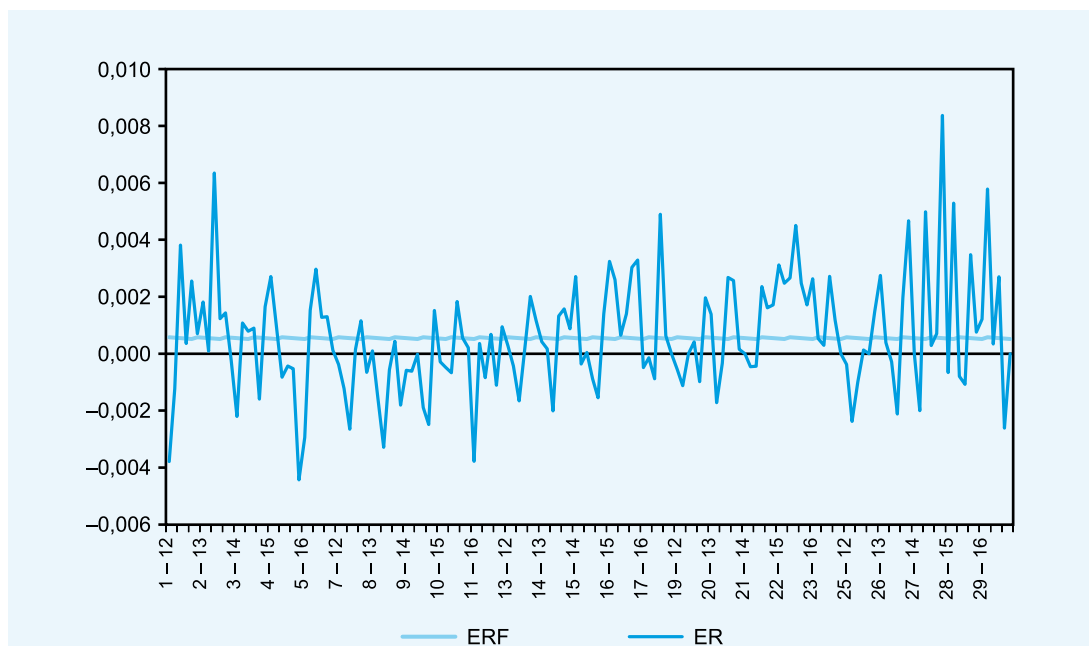
AZ ER IDŐMODELLJE, TRENDDEL (SZEZONÁLIS DUMMY-VÁLTOZÓK NÉLKÜL)

Változó	Együttható	Standard hiba	t-statisztika	Valószínűség
C	0,000537	0,000285	1,882224	0,061800
@TREND	2.35E-05	0,000116	0,201966	0,840200
R-négyszet	0,000276	Függő változó középértéke		0,000584
Korrigált R-négyszet	-0,006479	Függő változó szórása		0,002011
Regresszió standard hibája	0,002018	Akaike info kritérium		-9,560520
Reziduális értékek négyzetének összege	0,000602	Schwarz kritérium		-9,520378
Log valószínűség	719,0390	Hannan-Quinn kritérium		-9,544212
F-statisztika	0,040790	Durbin-Watson statisztika		1,685732
Valószínűség (F-statisztika)	0,840220			

Forrás: saját szerkesztés

3. ábra

KOMBINÁLT ELŐREJELZÉS



Forrás: saját szerkesztés

zés esetében. Ezzel együtt néha komplex eredményeket kapunk, ahol az egyik módszerrel az MAE, a másik módszerrel az MSE eredménye az alacsonyabb. Ilyenkor az elemzőnek az előrejelzés-értékelést csak az egyik átlagos veszteségfüggvényre (például MSE) kell alapoznia.

Theil-féle egyenlőtlenségi koefficiens, MAPE és egyéb módszerek

A Theil-féle egyenlőtlenségi koefficiens eredetileg a gazdasági egyenlőtlenségre alkalmazták, később a statisztikai elemzésben került felhasználásra, a redundancia, diverzitás, izoláció,

szegregáció, egyenlőtlenség, nem véletlenszerűség és összehasonlíthatóság mértékének az azonosítására. A Theil-mutató számításának a képlete a következő:

$$T = \sum_{p=1}^n \left\{ \left(\frac{1}{n} \right) \times \left(\frac{y_p}{\mu_y} \right) \times \ln \left(\frac{y_p}{\mu_y} \right) \right\} \quad (9)$$

Az előrejelzés-értékelésben használt átlagos abszolút százalékos hiba (MAPE) mérőszámot bírálni szokták aszimmetriával és instabilitással kapcsolatos problémák miatt, különösen alacsony mintán kívüli és mintán belüli értékek esetén. Ezek a problémák általában abból erednek, hogy a MAPE a becslés során kis értéket ad ki:

- a nagyobb MAPE-értékek a tényleges értékek azonos hibáiból eredtek,
- a nagyobb MAPE-értéket az eredeti adatsorozat kisebb értékei is eredményezik,
- a szélsőértékek torzíthatják az összehasonlítást,
- nem összevethető más modellekkel.

$$MAPE = \frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} \left| \frac{X_{t-1}^{\wedge} (1) - X_t}{X_t} \right| \quad (10)$$

1. eset: Mintán kívüli előrejelzés értékelése

A 2. ábra a 2012–2016 közötti adathalmaz eredményét mutatja, ahol a jövőbeni becslésre nem használtunk proxy-változót. Az eredmények azt mutatják, hogy az összes mintán kívüli előrejelzés-értékelési technika esetén az MSE és MAE értékei alacsonyak, ezért a panel regresszió módszer a legalkalmasabb. Ezzel együtt a Theil-féle egyenlőtlenségi modell egy másik szintet sugallt, és a meglévő panel autoregressziós modell a trendelemmel nem illeszkedik igazán a használható információkhoz. A MAPE-érték nagy, és így a tényleges és az előrejelzett sorozat hibáinak a hasonlóságát jelzi.

A torzítás aránya mérőszám azt mutatja, milyen messze van az átlag a tényleges értéktől, ami csaknem nulla a hasonló vagy azonos átlaghoz képest, vagyis nincs eltérés a tényleges és előrejelzett értéksorok között. A variancia aránya (VP) mérőszám a variancia távolságát mutatja a tényleges eltéréstől. A 2. ábrán a VP értéke nagy és közel áll az 1-hez, ami csaknem 97 százalékos eltérést jelez a tényleges és az előrejelzett értéksorok között. A kovariancia aránya mérőszám segítségével a maradék becslési hibát számíthatjuk ki. Mivel az érték túl kicsi, amint azt a 2. ábrán láthatunk (0,0326), nem állíthatjuk, hogy a mintán kívüli előrejelzés nagyon jó volna a megfigyelt adatokra.

2. eset: Mintán kívüli előrejelzés értékelése (a 2016-os évvel mint proxy-val)

Az 1. esetben az előrejelzés-értékelés nem mutatott szignifikáns eltérést a tény és az előrejelzett hozamértékek között a megfigyelt 30 társaság esetében a 2012–2016 közötti időszakban. A 2. esetben a 2016-os évet feltételezzük mint proxy-évet, amelynek az előrejelzett értékeit befolyásolják a 2012–2015 évi adatok. (Lásd 3. táblázat, 3. ábra)

A 4. táblázat trendértékekkel mutatja a 2012–2015 évi autoregressziót, azonban a korábbi értékek nem mutattak szignifikáns kapcsolatot egymással. A 4. ábrán az előrejelzés-értékelés szinte hasonló hatásokat mutat, mint amelyeket az 1. esetnél láttunk. Az alacsonyabb RMSE- és MAE-értékek szinte hasonló – vagy még alacsonyabb – értékeket jeleztek a tény és előrejelzett sorozatokra. A Theil-féle egyenlőtlenségi koefficiens és a variancia arányának értékei magasak, és mutatják az eltérést az előrejelzett és a tény idősorok között. A torzítás aránya és a kovariancia aránya azonban hasonló eredményeket mutatnak, mint az MSE és az MAE.

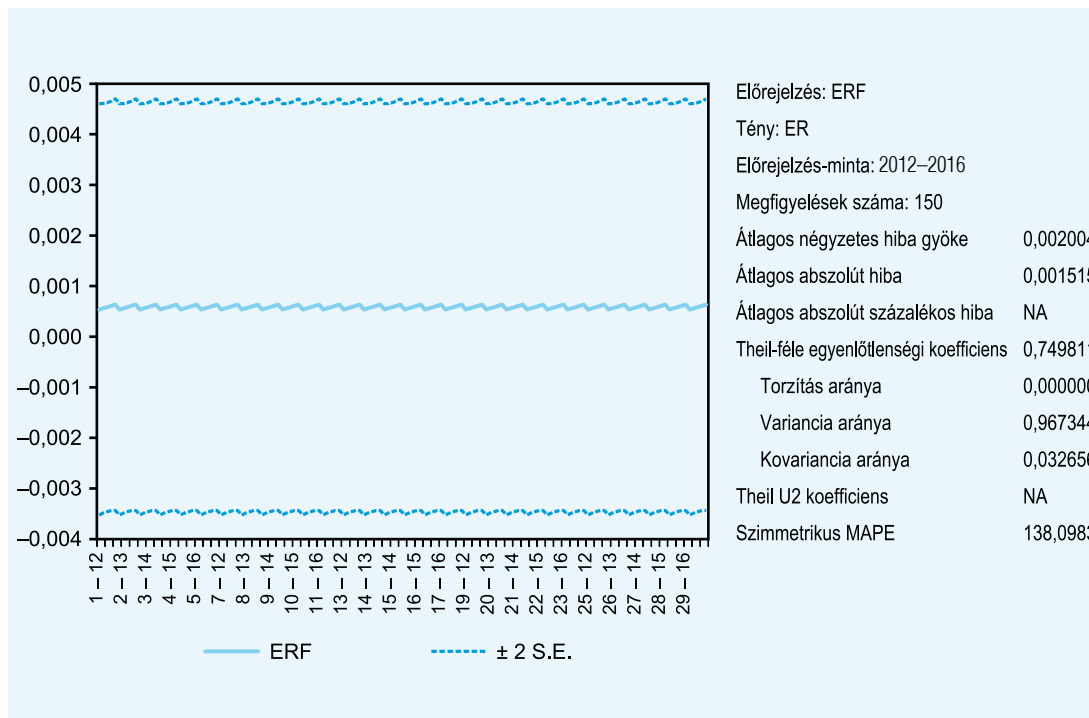
**MINTÁN KÍVÜLI ELŐREJELZÉS
A 2012–2015 ÉVEKRE**

Változó	Együttható	Standard hiba	t-statisztika	Valószínűség
C	0,000537	0,000285	1,882224	0,061800
@TREND	2.35E-05	0,000116	0,201966	0,840200
R-négyzet	0,000276	Függő változó középértéke		0,000584
Korrigált R-négyzet	-0,006479	Függő változó szórása		0,002011
Regresszió standard hibája	0,002018	Akaike info kritérium		-9,560520
Reziduális értékek négyzetének összege	0,000602	Schwarz kritérium		-9,520378
Log valószínűség	719,0390	Hannan-Quinn kritérium		-9,544212
F-statisztika	0,040790	Durbin-Watson statisztika		1,685732
Valószínűség (F-statisztika)	0,840220			

Forrás: saját szerkesztés

4. ábra

ELŐREJELZÉS-ÉRTÉKELÉS



Forrás: saját szerkesztés

3. eset: Mintán kívüli előrejelzés értékelése (exogén változókkal)

Egyik autoregressziós egyenlet sem mutatott érdemi eltérést a tény és előrejelzett idősorokban. A 3. esetben négy exogén változót vezetünk be a hozamprémium függvényeként. Elméletileg a hozamprémium mindig a piaci volatilitás, az idioszinkratikus volatilitás, a kiegyengetett idioszinkratikus volatilitás és kockázatmentes hozam függvénye. Az 5. táblázat a panel legkisebb négyzetek módszerét mutatja. A kockázatmentes hozam jelentős eredményeket mutat, míg a koefficiens pozitív relációban áll a hozamprémiummal. Ez egyértelműen jelzi, hogy az idioszinkratikus volatilitás pozitív kapcsolatban áll a hozamprémiummal, a koefficiens azonban nem szignifikáns. Az R-négyzet 36,8 százalék, ami indokolható. Az előrejelzés-értékelési teszt hasonlóságot sugallt a tény és előrejelzett idősorok között, és az összes értékelési módszer

(MSE, MAPE, MAE, Theil koefficiens, variancia aránya, torzítás aránya, kovariancia aránya) által adott eredmények egybecsengenek. Az 5. ábra az előrejelzés-értékelést mutatja exogén változókkal.

ÖSSZEFOGLALÁS ÉS KÖVETKEZTETÉSEK

Tanulmányunkban átfogóan vizsgáltuk a feltételezett kapcsolatot, és arra a következtetésre jutottunk, hogy az értékkel súlyozott idioszinkratikus részvényhozam volatilitás előrejelző képességet mutat a részvénytőzsi hozamprémium vonatkozásában. Eredményeink rávilágítanak a mintán belüli előrejelzés fontosságára, ahol a korrelációelemzés hatásai megmutatják, hogy az idioszinkratikus volatilitás magyarázatot ad a hozamprémiumra. Továbbá a kiegyengetett idioszinkratikus volatilitás és a kockázatmentes hozam szintén

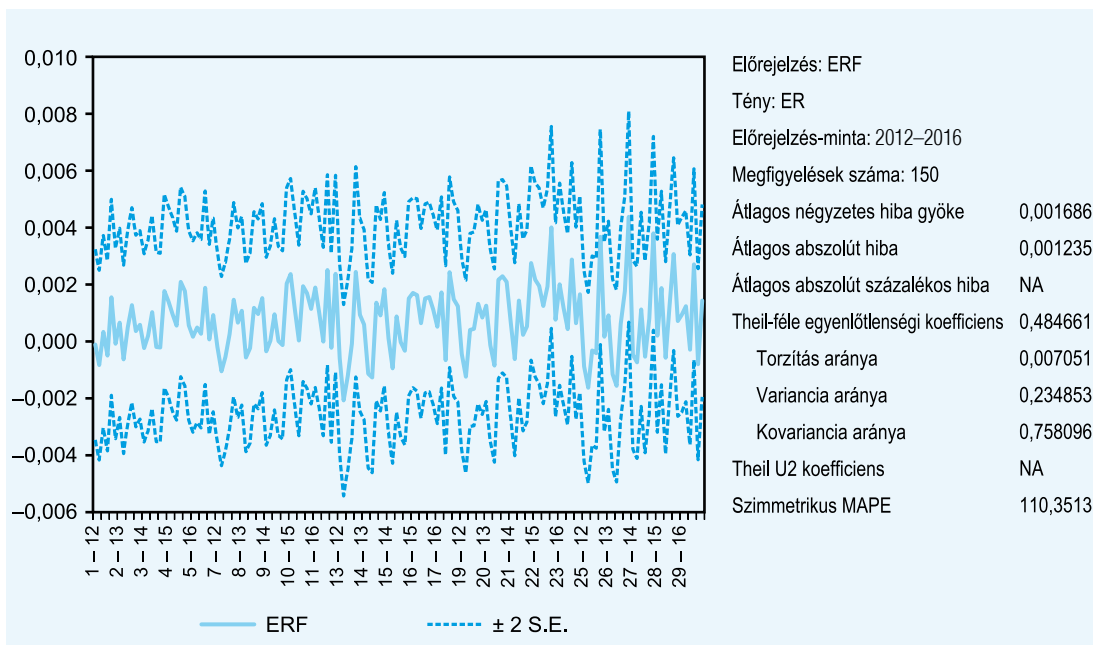
5. táblázat

PANEL REGRESSZIÓ (EXOGÉN VÁLTOZÓKKAL)

Változó	Együttható	Standard hiba	t-statisztika	Valószínűség
C	-0,000872	0,000960	-0,908423	0,365600
MV	0,017867	0,018937	0,943478	0,347400
IV	0,045469	0,046366	0,980665	0,328800
DV	0,001931	0,001175	1,643670	0,103000
RF	0,489831	0,158751	3,085526	0,002600
@TREND	4.71E-05	0,000135	0,349755	0,727200
R-négyzet	0,368621	Függő változó középértéke		0,000553
Korrigált R-négyzet	0,340929	Függő változó szórása		0,002026
Regresszió standard hibája	0,001645	Akaike info kritérium		-9,934042
Reziduális értékek négyzetének összege	0,000308	Schwarz kritérium		-9,794668
Log valószínűség	602,0425	Hannan-Quinn kritérium		-9,877442
F-statisztika	13,31143	Durbin-Watson statisztika		1,497036
Valószínűség (F-statisztika)	0,000000			

Forrás: saját szerkesztés

ELŐREJELZÉS-ÉRTÉKELÉS EXOGÉN VÁLTOZÓKKAL



Forrás: saját szerkesztés

jó kapcsolatot mutatnak az ER-rel, amely irányát tekintve hasonló, de a nagyságrendjét illetően kisebb az IV-vel összehasonlítva. Az MV alacsony pozitív kapcsolatot mutat az ER-rel. A regresszióanalízist követően mind a négy modell alapján arra a következtetésre jutottunk, hogy a hozamprémiumra általában magyarázatot ad az idioszinkratikus volatilitás, kivéve, amennyiben magyarázó változóként bevezetésre kerül a kockázatmentes hozam is.

Először az autoregresszív hozamprémiumot mutattuk be a panel regresszió módszer segítségével. A mintán kívüli előrejelzés kontextuálisan validálta a modellt megfelelő szempontjából, és arra a döntésre vezetett bennünket, hogy az elemzett modell potenciálisan használható. A használatra vonatkozó alapvető döntés indoka a veszteségfüggvény becsléséből eredő minimális átlagos hibaszám. A veszteségfüggvény a standard Box-Jenkins

modell és egy mutatóváltozóra kidolgozott transzformációs függvény különbözete. A tanulmányban három esetet dolgoztunk ki a mintán kívüli előrejelzés-értékelésre. Az 1. esethez az adatokat a 2012 és 2016 közötti évekből vettük. Az eredmények az összes mintán kívüli értékelési technika – vagyis az MSE, MAE, MAPE, torzítás aránya, variancia aránya és kovariancia aránya mérőszámok – által kiadott értékek. A kapott értékek bizonyítékként jelentéktelenek, így hát nem feltételezhetjük, hogy a mintán kívüli előrejelzés értékei valóban hasznosak lehetnek a megfigyelt adatok szempontjából. Az előrejelzés-értékelés nem mutatott szignifikáns eltérést a tény és előrejelzett hozamértékek között a megfigyelt 30 társaságnál a 2012–2016 közötti időszakban.

A 2. esetben mintán kívüli előrejelzés-értékelést mutattunk be, a 2016-os évvel mint proxy-val. A 3. táblázat trendértékekkel mu-

tatja a 2012–2015 évi autoregressziót, azonban a korábbi értékek nem mutattak szignifikáns kapcsolatot egymással. A 4. táblázatban az előrejelzés-értékelés szinte hasonló hatásokat mutat, mint amelyeket az 1. esetben láttunk. Tehát egyik autoregressziós egyenlet sem mutatott érdemi eltérést a tény és az előrejelzett idősorokban. A harmadik esetben négy exogén változót vezettünk be a hozamprémium függvényeként. A koefficiens pozitív relációt mutat a hozamprémiummal, és

az RF is szignifikáns hatásról tanúskodik. Ez egyértelműen jelzi, hogy az idioszinkratikus volatilitás pozitív kapcsolatban áll a hozamprémiummal, a koefficiens azonban nem szignifikáns. Az R-négyzet 36,8 százalék, ami indokolható. Az előrejelzés-értékelési teszt hasonlóságot sugallt a tény és az előrejelzett idősorok között, és az összes értékelési módszer (MSE, MAPE, MAE, Theil koefficiens, variancia aránya, torzítás aránya, kovariancia aránya) által adott eredmények egybecsengenek.

IRODALOM

- ANDERSEN, T. G. – SØRENSEN, B. E. (1996): GMM estimation of a stochastic volatility model: A Monte Carlo study. *Journal of Business & Economic Statistics*, 14(3), 328–352
- BALI, T. G. – ÇAKICI, N. (2008): Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1), 29–58
- BREEN, W. – GLOSTEN, L. R. – JAGANNATHAN, R. (1989): Economic significance of predictable variations in stock index returns. *Journal of Finance*, 44, 1177–1189
- CAMPBELL, J. Y. (1987): Stock returns and the term structure. *Journal of Financial Economics*, 18, 373–399
- CAMPBELL, J. Y. – HENTSCHEL, L. (1992): No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 31(3), 281–318
- CAMPBELL, J. Y. – LETTAU, M. – MALKIEL, B. – XU, Y. (2001): Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk. *The Journal of Finance*, 56(1), 1–43, Internetes elérés: <http://www.jstor.org/stable/222462>
- CHRISTOS, A. (2011): Financial Crisis, Ownership Effect and Investors Sentiment: Empirical Evidence from the Banking Sector in Greece. *European Research Studies*, 14(3), 3–18
- DARRAT, A. F. – SHAFIQR, R. – ZHONG, M. (2003): Intraday trading volume and return volatility of the DJIA stocks: A note. *Journal of Banking & Finance*, 27(10), 2035–2043
- DHINGRA, V. S. – GANDHI, S. – BULSARA, H. P. (2016): Foreign institutional investments in India: An empirical analysis of dynamic interactions with stock market return and volatility. *IIMB Management Review*, 28, 212–224
- FAMA, E. F. – SCHWERT, G. W. (1977): Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, 5, 115–146
- JAMES, C. – EDMISTER, R. O. (1983): The relation between common stock returns, trading activity and market value. *The Journal of Finance*, 38(4), 1075–1086
- LETTAU, M. – LUDVIGSON, S. (2001): Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 55(3), 815–849

MALKIEL, B. G. – XU, Y. (2002): *Idiosyncratic risk and security returns*, munkadokumentum, Princeton University, Közgazdaságtudományi Tanszék

MERTON, R. (1987): A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information. *Journal of Finance*, 42, 483–510

NELSON, D. B. (1991): Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach, *Econometrica*, 59, 347–370

TURNER, C. M. – STARTZ, R. – NELSON, C.R. (1989): A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market. *Journal of Financial Economics*, 25, 3–22

WHITELAW, R. F. (1994): Time Variations and Covariations in the Expectation and Volatility of Stock Market Returns. *The Journal of Finance*, 49(2), 515–541, Internetes elérés: <http://pages.stern.nyu.edu/~rwhitela/papers/varcov%20jf94.pdf>

YANG, D. – Zhang, Q. (2000): Drift independent volatility estimation based on high, low, open and close prices. *Journal of Business*, 73: 477–491

ZHANG, Z. – WEI, D. (2006): A new ECG identification method using Bayes' theorem. In: Tencon 2006 IEEE Region 10 Conference. IEEE, 1–4